Risques de tumeurs du rein chez les pompiers

ÉTUDES ET RECHERCHES

Douglas B. McGregor

R-398

RAPPORT

irsst

105-06270/

Solidement implanté au Québec depuis 1980, l'Institut de recherche Robert-Sauvé en santé et en sécurité du travail (IRSST) est un organisme de recherche scientifique reconnu internationalement pour la qualité de ses travaux.

NOS RECHERCHES *travaillent* pour vous !

MISSION

- Contribuer, par la recherche, à la prévention des accidents du travail et des maladies professionnelles ainsi qu'à la réadaptation des travailleurs qui en sont victimes.
- Offrir les services de laboratoires et l'expertise nécessaires à l'action du réseau public de prévention en santé et en sécurité du travail.
- Assurer la diffusion des connaissances, jouer un rôle de référence scientifique et d'expert.

Doté d'un conseil d'administration paritaire où siègent en nombre égal des représentants des employeurs et des travailleurs, l'IRSST est financé par la Commission de la santé et de la sécurité du travail.

POUR EN SAVOIR PLUS...

Visitez notre site Web ! Vous y trouverez une information complète et à jour. De plus, toutes les publications éditées par l'IRSST peuvent être téléchargées gratuitement.
www.irsst.qc.ca

Pour connaître l'actualité de la recherche menée ou financée par l'IRSST, abonnez-vous gratuitement au magazine *Prévention au travail*, publié conjointement par l'Institut et la CSST.
Abonnement : 1-877-221-7046

IRSST - Direction des communications
505, boul. De Maisonneuve Ouest
Montréal (Québec)
H3A 3C2
Téléphone : (514) 288-1551
Télécopieur : (514) 288-7636
publications@irsst.qc.ca
www.irsst.qc.ca
© Institut de recherche Robert-Sauvé en santé et en sécurité du travail, mars 2005

Risques de tumeurs du rein chez les pompiers

ÉTUDES ET RECHERCHES

Douglas B. McGregor, Consultant

RAPPORT

Cliquez recherche
www.irsst.qc.ca

Cette publication est disponible
en version PDF
sur le site Web de l'IRSST.

Cette étude a été financée par l'IRSST. Les conclusions et recommandations sont celles de l'auteur.

CONFORMÉMENT AUX POLITIQUES DE L'IRSST

Les résultats des travaux de recherche publiés dans ce document ont fait l'objet d'une évaluation par des pairs.

Risques de tumeurs du rein chez les pompiers

Tumeurs du rein	1
Pompiers - Caractéristiques générales et expositions	4
Études examinées	5
Discussion	9
Conclusion	13
Bibliographie	14
Tableau 1	20

Tumeurs du rein

Les cancers du rein peuvent être soit des cancers primitifs, soit des cancers secondaires. Bien que le rein soit un foyer relativement commun de métastases, les lésions secondaires sont en règle générale asymptomatiques et découvertes à l'occasion de l'autopsie. Le carcinome rénal est la lésion maligne du rein la plus répandue, représentant environ 85 % de tous les cancers du rein. La grande majorité de ces tumeurs sont des adénocarcinomes. Les tumeurs du bassinet du rein sont le deuxième type de tumeur le plus répandu et représentent 7 % à 8 % de toutes les tumeurs du rein, bien que chez les patients atteints de néphropathie familiale endémique dans les Balkans, les néoplasmes du bassinet du rein représentent presque 50 % de toutes les tumeurs du rein. Plus de 90 % des tumeurs du bassinet du rein sont classées comme carcinomes transitionnels et sont pratiquement identiques aux tumeurs des uretères et de la vessie. Parmi les autres types de tumeur du rein, mentionnons le néphroblastome (ou tumeur de Wilms), qui est habituellement diagnostiqué avant l'âge de 5 ans et qui représente 5 % à 6 % des tumeurs malignes du rein, ainsi que divers sarcomes d'origine rénale. Le carcinome rénal, souvent bilatéral, est observé chez plus des deux tiers des patients souffrant de la maladie de von Hippel-Lindau, une maladie autosomique dominante, caractérisée par les angiomes de la rétine et les hémangioblastomes du système nerveux central (Horton et al., 1976, Nelson et al., 1994)*.

Le cancer du rein est le 15^{e} cancer le plus répandu à l'échelle mondiale et le 6^{e} cancer le plus fréquent en Europe de l'Ouest et il est particulièrement élevé dans la vallée inférieure du Rhin en France, en République tchèque et en Scandinavie. L'incidence du cancer du rein est moins élevée chez les Asiatiques et les Africains. Près de 190 000 personnes sont diagnostiquées tous les ans et plus de 90 000 des patients meurent de la maladie chaque année (Ferlay et al., 2001). En 1999 aux États-Unis, un

---

* Note du traducteur – Les références bibliographiques n'ont pas été traduites et sont laissées telles qu'elles apparaissent dans la version anglaise du document. À titre d'exemple, le sigle IARC n'a pas été traduit pas CIRC.

cancer du rein a été diagnostiqué chez environ 30 000 personnes, inclant 17 800 décès (Landis et al., 1999). L'incidence de carcinome rénal primitif semble avoir lentement augmenté de deux fois au cours des 20 dernières années, atteignant 4 % par année (Chow et al., 1999). Le rapport hommes-femmes est de 2:1 tant pour le carcinome rénal que pour les tumeurs du bassinet du rein. La plupart des carcinomes rénaux et des tumeurs du bassinet du rein surviennent chez des personnes âgées entre 50 et 70 ans, mais les carcinomes rénaux ont été observés mêmes chez les nouveau-nés. Le taux de survie à 5 ans se situe à environ 50 %.

Des études épidémiologiques ont identifié le tabagisme, l'obésité et l'hypertension artérielle comme des facteurs de risque du cancer du rein. Le lien entre le tabagisme et les cancers du système urinaire a tout d'abord été établi pour le carcinome transitionnel de la vessie, mais il a été étendu aux carcinomes rénaux (McLaughlin et al., 1984; IARC, 1986), le risque doublant chez ceux qui font un usage excessif du tabac (Doll, 1996). Il a été démontré que l'embonpoint ou l'obésité augmentait le risque de cancer du rein proportionnellement à la dose tant chez les hommes que chez les femmes (Calle et al., 2003). Chez les hommes (puisque que la grande majorité des pompiers sont de loin des hommes), les données provenant de cette récente cohorte prospective de 404 576 hommes aux États-Unis indiquent que les risques liés à quatre catégories d'indice de masse corporelle (IMC)[1] étaient les suivants :

IMC	18,5 à 24,9	25,0 à 29,9	30,0 à 34,9	35,0 à 39,9
RR (IC à 95 %)	1,00(-)	1,18 (1,02-1,37)	1,36 (1,06-1,74)	1,70 (0,99-2,92)

L'examen de 19 études révèle que toutes, sauf une, indiquent un risque de cancer rénal deux fois plus élevé chez les hommes et les femmes obèses (IARC, 2002). Chez les hommes dont l'IMC était faible à l'âge de 20 ans, mais qui prenaient du poids jusqu'à l'âge de 50 ans, le risque est modérément élevé (IARC, 2002). Une population qui présente un IMC > 25 à 25% plus de risque de développer un cancer du rein qu'une population avec un IMC < 25 (Yu et al., 1986; Bergström et al., 2001).
Toutefois, les résultats des quelques études publiées sur le lien entre l'activité physique et le carcinome rénal sont contradictoires et ne permettent pas de faire une évaluation (IARC, 2002).

Le diabète et l'hypertension (celle non liée à l'obésité) constituent également d'importants facteurs de risque du carcinome rénal (Yuan et al., 1998; Chow et al., 2000). Grossman et al., 2002, ont examiné 13 études cas-témoins, dont 6 964 cas de cancer du rein et 9 181 témoins et ont constaté que le rapport corrigé de cotes du cancer du rein chez les patients souffrant d'hypertension, par rapport à ceux qui n'en souffraient pas, était 1,75 (1,61-1,90). Aucun lien clair n'a été constaté entre l'hypertension et le cancer d'autres foyers. Certains diurétiques utilisés pour la gestion de l'hypertension ou la diminution de poids, de même que des analgésiques qui peuvent causer des lésions rénales tels que la phénacétine, peuvent aussi augmenter l'incidence des cancers du rein. L'influence de boissons telles que le café et l'alcool n'a pas été déterminée de façon claire, malgré les nombreuses études sur le sujet (WHO, 2003). Certains chercheurs ont émis l'hypothèse selon laquelle le cancer du rein pouvait avoir une base hormonale suite à leurs travaux sur l'administration prolongée d'œstrogène à des hamsters syriens mâles, bien que des résultats similaires n'aient pas été signalés chez les humains (Harris 1983).

---

[1] IMC = Indice de masse corporelle = Poids du corps en kg/(taille du corps en m)^2

Les études établissant un lien entre les expositions professionnelles et le cancer du rein sont très contradictoires. Plusieurs études ont indiqué un risque accru du cancer du rein chez les travailleurs exposés à l'amiante (Selikoff et al., 1979; Enterline et al., 1987; Maclure, 1987). Les données ont été moins constantes en ce qui a trait à d'autres expositions professionnelles, comme par exemple l'exposition au plomb. Steenland & Boffetta (2000) ont examiné l'épidémiologie du cancer en ce qui a trait au plomb, telle que présentée dans huit études portant soit sur la mortalité causée par le cancer, soit l'incidence du cancer chez des travailleurs exposés de façon excessive. La plupart de ces études étaient des études de cohortes d'ouvriers de fonderie (plomb) ou d'ouvriers travaillant à la fabrication de batteries, dont l'exposition a eu lieu il y a plusieurs décennies. Ces études offrent peu de preuves d'un risque accru du cancer du rein (RR combiné = 1,01, 0,72-1,42, 40 cas observés), bien que deux études aient indiqué un risque deux fois plus élevé du cancer du rein. De plus, il y a eu des liens non confirmés entre le cancer du rein et d'autres expositions professionnelles telles que les émissions des fours à coke (Redmond et al., 1972), les hydrocarbures aromatiques polycycliques (HAP) en général (Nadon et al., 1995), l'essence (examinée par McLaughlin, 1993), l'aluminium (Andersen et al., 1982) et les tanneurs, les ouvriers de la chaussure, les nettoyeurs à sec et l'exposition au trichloroéthylène (WHO, 2003). Ces dernières sont souvent citées dans les études épidémiologiques sur les pompiers comme des expositions qui pourraient accroître le risque de plusieurs cancers, y compris les cancers du rein, mais la preuve primaire est souvent faible. Dans une cohorte de 1 629 tanneurs en Suède, huit cas de cancer du rein ont été observés, alors que 3,4 cas auraient été prévus selon les taux régionaux (Malker et al., 1984). L'hypothèse de ce lien n'a pas été appuyée par une autre étude (Acheson et al., 1984). Selon le résumé du Centre international de recherche sur le cancer (CIRC, et en anglais *International Agency for Research on Cancer*, IARC), en règle générale, l'occurence du cancer du rein n'était pas élevée dans les études de cohortes (les principales étant trois études aux États-Unis et une en Suède). Cependant, une étude de travailleurs allemands exposés au trichloroéthylène a révélé cinq cas de cancer du rein, tandis qu'elle n'indiquait aucun cas dans le groupe témoin non exposé. Cette étude peut avoir cependant été amorcée après l'observation d'un regroupement. Une étude cas-témoins et une étude de sites multiples sur le cancer, toutes deux de Montréal, Canada, ont présenté des résultats discordants concernant le cancer du rein (IARC, 1995). L'étude sur les travailleurs des fonderies d'aluminium réalisée par Andersen et al., 1982, était une étude sur l'incidence du cancer et sur la mortalité causée par celui-ci chez 7 410 travailleurs de la fabrication d'aluminium primaire en Norvège entre 1953 et 1979. Pour l'incidence du cancer, les valeurs anticipées ont été calculées en fonction de l'incidence régionale liée à l'âge pour des tranches de cinq ans. Dans le cas de la mortalité, les chercheurs ont utilisé les taux nationaux. Le nombre de cas observés était supérieur à celui prévu pour plusieurs cancers, dont le cancer du rein, mais seul le cancer du poumon affichait un dépassement statistiquement significatif. Cependant, une étude ultérieure dans la même industrie a constaté un lien entre l'incidence du cancer du rein et l'exposition au stress thermique 20 à 35 ans avant l'observation (Ronneberg & Andersen, 1995). Manifestement, la conclusion selon laquelle le stress thermique pourrait être un facteur de risque, particulièrement après une longue période de latence, est intéressante dans le contexte de l'évaluation des risques pour les pompiers, mais cette étude doit être confirmée. Les autres facteurs auxquels les pompiers peuvent faire face et dont le lien avec le cancer du rein a été mentionné, incluent les nitrosamines et le cadmium, mais en s'appuyant sur peu de preuves.

Pompiers – Caractéristiques générales et expositions

La lutte contre les incendies est un travail qui est exigeant mentalement et physiquement et dans lequel les brûlures, les chutes et les lésions causées par les écrasements sont répandues et l'exposition à la fumée et aux autres substances organiques et inorganiques aéroportées sont tenues pour acquises (Gochfeld, 1995). Chez les pompiers, on signale que la plus importante catégorie de lésions non mortelles associées aux incendies est le contact avec les flammes et la fumée (39 %) et que la principale cause de lésion non mortelle chez les jeunes pompiers est l'inhalation de la fumée (FEMA, 1990). Environ 90 % des incendies de bâtiments sont soit éteints ou abandonnés et combattus de l'extérieur dans les cinq à dix minutes, la durée moyenne de l'activité physique intense s'élevant à dix minutes. (Gilman & Davis, 1993).

La lutte contre un incendie se déroule en deux étapes : 1) l'*extinction*, étape au cours de laquelle l'incendie est maîtrisé, et 2) le *nettoiement*, étape qui est initiée lorsque le feu est éteint et que les activités de nettoyage commencent. Bien qu'ils aient à leur disposition des appareils respiratoires autonomes (ARA), les pompiers les utilisent peu à compter du moment où ils arrivent sur les lieux jusqu'au moment où ils les quittent. Dans une étude sur les expositions du service des incendies de la Ville de Montréal, Austin et al., 2001a, ont constaté que les ARA étaient portés environ 50 % du temps à l'occasion des incendies de bâtiments, mais qu'ils n'étaient portés que 6 % de la durée totale du temps passé à combattre tous les types d'incendies. En règle générale, les pompiers portent un masque lorsqu'ils entrent dans un incendie ou qu'ils « voient de la fumée », mais il leur est difficile de juger le moment où il est sûr pour eux d'enlever le masque et ils le portent rarement pendant la phase de la combustion couvante ou à l'étape du nettoiement. De plus, la communication constitue un élément essentiel et le port du masque rend celle-ci difficile.

Il est reconnu qu'à l'étape du nettoiement, les limites d'exposition plafond et de courte durée recommandées peuvent souvent être dépassée, p. ex., pour l'acroléine, le benzène, le monoxyde de carbone, le formaldéhyde, le glutaraldéhyde, le dioxyde d'azote et le dioxyde de soufre (Bolstad-Johnson et al., 2000). Des concentrations significatives de plusieurs substances toxiques, p. ex., le monoxyde de carbone et le benzène, étaient présentes dans l'atmosphère sur les lieux d'incendies lorsque les ARA étaient portés uniquement pendant une partie du temps ou pas du tout, en raison de l'impression de faible intensité de la fumée (Brandt-Rauf et al., 1988, 1989). Dans une étude réalisée sur les incendies de bâtiments municipaux, Austin et al., 2001b, ont constaté que les spectres de composés organiques volatils étaient similaires et remarquables quant à leur simplicité, étant dominés par le benzène, de même que par le toluène et le naphtalène. Les chercheurs ont également relevé que le propylène et le 1,3-butadiène étaient présents dans tous les incendies et ont souvent identifié la présence de styrène et d'autres benzènes alkylés. En effet, seulement 14 composés différents représentaient 75 % du total des substances organiques volatiles mesurées. Ces mêmes composés constituaient environ 65 % de tous les composés organiques volatils des incendies expérimentaux dans lesquels brûlaient divers matériaux que l'on trouve communément dans les incendies de bâtiments (Austin et al., 2001c). Aucun de ces composés n'a été mis en cause à titre d'agent cancérogène du rein chez l'homme. Parmi les autres substances dont des quantités ont été mesurées avec une certaine régularité, mentionnons l'acroléine, le monoxyde de carbone, le

formaldéhyde, le glutaraldéhyde, le chlorure d'hydrogène, le cyanure d'hydrogène et le dioxyde d'azote (Bolstad-Johnson et al., 2000; Caux et al., 2002). Il peut également y avoir une exposition à l'amiante et à divers métaux, tels que le cadmium, le chrome et le plomb. En outre, il y a presque assurément une exposition aux émissions et aux vapeurs de diesel, de même qu'aux HAP. Toutefois, ni les HAP (Nadon et al., 1995) ni les émissions et vapeurs de diesel (IARC, 1989) n'ont été mis en cause à titre de facteurs de risque pour le cancer du rein chez l'homme.

Études examinées

Plusieurs études sur la mortalité chez les pompiers ont été réalisées, mais seulement quelques-unes ont identifié de façon spécifique le rein comme cible possible de la carcinogenèse. Le présent document examine ces (huit) études En raison de l'hétérogénéité des études, il n'a pas été jugé pertinent de tenter de faire des évaluations quantitatives. Ainsi, la présente analyse se limite à l'évaluation qualitative des preuves disponibles.

Une étude de cohorte historique a été réalisée pour tous les pompiers employés entre 1927 et 1987 à Edmonton et Calgary, en Alberta (Guidotti, 1993). Même les durées d'emploi brèves (< 1 an) étaient justifiées au motif qu'une bonne part de la première année est passée à la formation avec une exposition considérable à la fumée et à l'utilisation d'appareils respiratoires. Un indexeur des occasions d'exposition, reflétant les estimations de durée relative passée à proximité d'incendies par catégorie d'emploi, a été appliqué pour raffiner les données d'exposition en fonction des années de service. Voici les pondérations appliquées : lieutenant et capitaine = 1,0; officier responsable de la sécurité ou de la formation = 0,2; chef de district ou pompier volontaire = 0,1; emploi administratif ou autres postes ne comportant pas la lutte active contre les incendies = 0,0. Les po[illegible]t été suivis pendant 64 983 années-personnes et le statut vital a été é[illegible] pompiers, comprenant 370 décès, dont 92 causés par le cancer. Ces r[illegible]nt une augmentation importante du risque à l'égard de tous les cancer[illegible]rt de mortalité standardisé (RMS) = 1,14 (IC 1,02-1,55)[2] basé sur l[illegible]e cas des cancers du rein et des uretères combinés, le RMS = 4,14 [illegible] sur sept cas. Tous les cas visaient des hommes qui avaient joint le s[illegible]es avant 1915 ou après 1950. Le cas le plus précoce est apparu au [illegible] après l'entrée en service, le risque maximum se situant entre 40 et 49 ans [illegible] entrée en service. L'incidence semblait augmenter avec la durée accrue d'emploi et les possibilités d'exposition (pondérées), bien qu'un des sept cas ait été observé chez un des travailleurs sans expérience dans la lutte des incendies.

Une étude de cohorte de 5 414 pompiers du Toronto métropolitain, en Ontario, a visé tous les employés qui avaient travaillé pendant au moins six mois à n'importe quel moment entre 1950 et 1989 (Aronson et al., 1994 ; les mêmes données ont également été rapportées par L'Abbé et Thomlinson, 1992). Les décès et causes de décès ont été obtenus au moyen du couplage d'enregistrements informatisés. Le suivi a porté sur 114 008 années-personnes. Le nombre moyen d'années de suivi et celui d'années d'emploi étaient 21 et 20, respectivement. L'incidence de tous les cancers combinés n'était pas élevée, RMS = 1,05 (IC 0,91-1,20), basé sur 199 cas. Le RMS pour le

[2] Rapport de risques (intervalle de confiance à 95 %)

cancer du rein et des uretères était 0,43 (0,05-1,56), basé sur deux cas. Une partie des données a également été analysée après leur stratification selon le nombre d'années depuis la première exposition et le nombre d'années d'emploi, mais les données sur le cancer du rein étaient insuffisantes pour réaliser cette analyse.

Tornling et al., 1994, ont étudié l'incidence du cancer et la mortalité attribuable au cancer chez les pompiers qui avaient travaillé avec des techniques de lutte contre les incendies utilisées en Suède à compter du début du XX^{e} siècle. Les pompiers employés pendant au moins un an dans la ville de Stockholm au cours de la période s'étalant de 1931 à 1983 ont été retracés et un indice du nombre d'incendies combattus a été calculé à l'égard de chacun. Pour la période de 1958 à 1986, l'incidence globale de cancer était égale aux prévisions, RMS = 1,00 (IC 0,83-1,19), basé sur 127 cas, tandis que le cancer du rein était moins fréquent que prévu, mais pas de façon significative, RMS = 0,36 (0,04-1,29), basé sur seulement deux cas. Le taux de mortalité global attribuable au cancer s'approchait également des prévisions, RMS = 1,02 (0,88-1,25), basé sur 93 cas, tout comme celui de la mortalité attribuable au cancer du rein, RMS = 1,10 (0,30-2,81). Il faut souligner que dans cette étude, la catégorie du nombre élevé d'incendies comptait > 1 000 incendies, ce qui correspondrait à la catégorie du faible nombre d'incendies dans l'étude sur les pompiers de Philadelphie décrite ci-après (Baris et al., 2001).

Burnett et al., 1994, ont réalisé une enquête particulièrement vaste sur la fréquence de la mortalité par cancer chez les pompiers. Malheureusement, celle-ci a uniquement fait l'objet d'une brève communication (bien qu'il soit possible d'obtenir les détails complets auprès des auteurs). Il s'agissait d'une étude sur la mortalité proportionnelle chez les pompiers blancs dans 27 États américains de 1984 à 1990, en utilisant les données du système national de surveillance de la mortalité professionnelle, le *National Occupational Mortality Surveillance System*. Les chercheurs ont relevé 5 744 décès, dont 1 636 avaient été causés par le cancer. Le rapport de mortalité proportionnelle (RMP) augmentait de façon statistiquement significative pour tous les cancers combinés, RMP = 1,10 (IC 1,06-1,14), ainsi que pour la partie des sujets dont l'âge du décès était < 65 ans, RMP = 1,12 (IC 1,04-1,21). Pour tous les décès attribuables au cancer du rein, le RMP = 1,44 (1,08-1,89), basé sur 53 décès et pour les décès à < 65 ans, le RMP = 1,41 (0,90-2,10), basé sur 24 cas. Les augmentations qui étaient significatives ou susceptibles de l'être étaient basées sur un nombre de cancers du rein substantiellement plus élevé que celui habituellement trouvé dans les études sur les pompiers. La force de cette étude repose sur le très grand nombre de décès attribuables au cancer. Ses points faibles (que d'autres études de ce genre partagent) ont été énumérés par les auteurs et, parce que ces points s'appliquent à n'importe quelle étude de ce genre, ils ont été repris dans la rubrique intitulée « Discussion ».

Une étude connexe est celle réalisée par Ma et al., 1998, qui ont utilisé une base de données qui recoupait celle de Burnett et al., 1994, mais dont l'objectif visé consistait à examiner la possibilité de différences selon l'origine raciale en matière de mortalité attribuable au cancer. De plus, bien que la base de données ait couvert une période plus longue de trois ans, soit jusqu'en 1993, certaines données ont été perdues parce que trois États ont été retirés de l'étude (Alaska, New York et Pennsylvanie). Les chercheurs ont relevé 6 607 décès, dont 1 817 étaient causés par le cancer. Malgré que l'objectif convenu était une comparaison selon l'origine raciale, il y avait que 66

décès par cancer chez les Noirs comparativement à 1817 cas chez les Blancs. Pour tous les cancers combinés chez les Blancs, le rapport de cotes de la mortalité (RCM) = 1,1 (IC 1,1-1,2), basé sur 1 817 décès, alors que chez les Noirs, le RCM = 1,2 (IC 0,9-1,5), basé sur 66 décès. Pour les décès causés par le cancer du rein chez les Blancs, le RCM = 1,3 (1,0-1,7), basé sur 49 décès, tandis qu'aucun cas de cancer du rein n'a été constaté chez les Noirs. L'importance du chevauchement avec l'étude de Burnett et al., 1994, indique que ces études ne peuvent être jugées comme des études entièrement indépendantes sur le cancer du rein.

Delahunt et al., 1995, ont réalisé une étude cas-témoins du carcinome rénal en utilisant les données provenant du registre du cancer de la Nouvelle-Zélande, de 1978 à 1986 inclusivement. Le risque professionnel de carcinome rénal a été estimé en comparant 710 cas de carcinome rénal et l'emploi de 12 756 cas de tumeurs malignes dont le foyer n'était pas les voies urinaires consignés dans le registre pour la même période. Le risque relatif (RR) pour les pompiers était 3,51 (2,09-5,92). La stratification des données selon les antécédents de tabagisme et l'âge a révélé une augmentation du RR à 4,69 (2,47-8,93). Le principal avantage à utiliser d'autres cas de cancer comme témoins est la minimisation du biais d'information et la réduction du biais de sélection en raison de l'enregistrement incomplet des cas de cancer. Un désavantage potentiel est la possibilité d'introduire un biais de sélection si l'exposition (professionnelle) examinée est liée à un risque accru d'autres types de cancer Toutefois, l'effet d'un tel biais vise à réduire le risque apparent.

Bates et al., 2001, ont réalisé une étude de cohorte historique de tous les pompiers rémunérés en Nouvelle-Zélande de 1977 à 1995. Les données provenaient du registre de tous les pompiers tenu par la *United Fire Brigades Association* de Nouvelle-Zélande (UFBA), principalement pour confirmer l'admissibilité aux récompenses associées à l'ancienneté. La cohorte de l'étude a été établie en tenant compte de toute personne figurant dans la base de donnée de l'UFBA qui avait travaillé à titre de pompier pendant au moins un an et qui avait été rémunérée pour au moins une journée dans la période visée par l'étude. Les données anonymes sur le cancer et la mortalité provenaient du *Health Information Service* de Nouvelle-Zélande. Les données sur la population générale, selon l'âge et le sexe, ont été obtenues pour des tranches de cinq ans des années de recensement entre 1971 et 1996. La cohorte définitive comptait 4 305 pompiers (4 221 hommes, 84 femmes). La durée de suivi de la cohorte pour le cancer était de 62 366 années-personnes chez les hommes et 691 années-personnes chez les femmes. Le rapport d'incidence standardisé (RIS) pour tous les cancers combinés chez les hommes n'était pas élevé, RIS = 0,95 (IC 0,8-1,1), basé sur 118 cas. L'incidence de cancer du rein chez les hommes était 0,57 (0,1-2,1), basée sur deux cas.

Du point de vue des mesures d'exposition, de la durée de la cohorte historique et de la durée du suivi, l'étude sur les pompiers de Philadelphie, de 1925 à 1986, réalisée par Baris et al., 2001, est particulièrement précieuse. Les chercheurs ont fait une comparaison avec la population générale d'hommes blancs des États-Unis. En règle générale, les pompiers (7 789) étaient embauchés à la fin de la vingtaine et travaillaient en moyenne pendant 18 ans, avec une durée moyenne de suivi de 26 ans. Ceci représentait 204 821 années-personnes de suivi au cours desquelles il y a eu 2 220 décès, dont 500 causés par le cancer. Ainsi, cette étude comportait une

population d'étude sur le cancer représentant environ 30 % de la taille de l'étude de Burnett et al., 1994 ou de Ma et al., 1998. Voici les mesures d'exposition utilisées :

1. la durée d'emploi (≤ 9 ans; 10 – 19 ans; ≥ 20 ans);
2. le type d'emploi dans le corps de pompiers (uniquement le véhicule; uniquement l'échelle; véhicule et échelle);
3. l'année de l'embauche (avant 1935; 1935-1944; après 1944);
4. le nombre cumulatif d'incendies (faible, ≤ 3 323; moyen, ≥ 3 323 et ≤ 5 099; élevé, > 5 099, c.-à-d., moins que la moyenne, ≥ moyenne et ≤ 75^{e} percentile, et ≥ 75^{e} percentile);
5. le nombre cumulatif d'incendies (faible, ≤ 3 191; élevé, > 3 191);
6. le nombre d'incendies au cours des cinq premières années comme pompier (faible, ≤ 729; élevé, > 729);
7. les incendies à vie avec exposition au diesel (pas d'exposition; exposition faible, 1 – 259 incendies; exposition moyenne, 260 – 1 423 incendies; élevée, ≥ 1 423 incendies).

Le risque de mortalité attribuable au cancer du rein était le plus élevé chez les pompiers qui comptaient au moins 20 ans de service, RMS = 2,20 (1,18-4,08), basé sur dix décès sur un total global de 12. L'étude déclare que ce risque avait tendance à augmenter avec la durée d'emploi, sans que cela ne soit toutefois appuyé par les données. L'année du premier emploi ne révélait pas de tendance forte ou constante, la seule période liée à un risque accru de cancer du rein étant celle des années 1935 à 1944, RMS = 2,11 (1,06-4,24), basé sur huit des 12 décès. Le risque de cancer du rein augmentait également chez les pompiers faisant uniquement partie des équipes dédiées aux véhicules, RMS = 1,37 (0,62-3,05), basé sur six décès. Aucun décès attribuable au cancer du rein n'est survenu parmi les équipes dédiées aux échelles. L'analyse d'un ensemble quelque peu réduit de données sur l'exposition décrite en fonction du nombre cumulatif d'incendies à n'importe quel poste occupé (pompier, lieutenant ou capitaine), qu'il soit désigné comme faible, moyen ou élevé, n'a pas révélé de tendance significative liée à la mortalité attribuable au cancer du rein. Aucun lien avec la mortalité causée par le cancer du rein n'a été établi lorsque le nombre cumulatif d'incendies était divisé en seulement deux catégories : faible ou élevé. Par contraste, il y avait une augmentation du risque de mortalité attribuable au cancer du rein liée au nombre élevé d'incendies pendant les cinq premières années d'emploi, RMS = 2,51 (0,64-9,84), en fonction de sept décès sur dix. Huit des dix décès causés par le cancer du rein se sont produits au sein d'équipes non exposées au diesel. L'analyse fondée sur l'exposition au diesel n'était donc pas informative, puisque chacune des catégories d'exposition faible et élevée comptait un décès.

Outre les études énumérées dans le tableau 1 et décrites ci-dessus, le présent évaluateur a examiné trois groupes d'études sur l'épidémiologie du cancer parmi les pompiers. Parmi celles-ci, mentionnons les suivantes :

1. Cinq études mentionnaient des cancers qui pourraient inclure les cancers du rein sous les appellations cancers génito-urinaires ou cancers des voies urinaires (Musk et al., 1978; Eliopulos et al., 1984; Grimes et al., 1991; Giles et al., 1993; Deschamps et al., 1995). Parmi celles-ci, une présentait un risque substantiellement accru de cancer génito-urinaire dans une cohorte de pompiers de Honolulu, à Hawaï, avec un rapport de mortalité proportionnelle de 2,28 (1,28-4,06) (Grimes et al., 1991) et une autre étude affichait une augmentation élevée, mais non importante sur le plan

statistique, dans une cohorte à Paris, en France, avec un rapport de mortalité standardisé de 3,29 (0,40-11,88), ce résultat n'étant basé que sur deux cas (Deschamps et al., 1995). Les trois autres études ne révélaient aucun risque remarquable de cancer du rein : il s'agit d'une étude réalisée en Australie occidentale : RSMP = 1,08 (0,29-2,76) (Eliopulos et al., 1984), d'une étude à Victoria, en Australie : rapport d'incidence standardisé = 1,02 (0,28-2,62) (Giles et al., 1993) et d'une étude à Boston, au Massachusetts, avec un total de 367 décès attribuables au cancer, avec un rapport de mortalité standardisé de 0,92 pour les cancers génito-urinaires combinés (Musk et al., 1978).

2. Les études suivantes n'ont pas signalé de cancer de la vessie (ou encore l'incidence de cancer de la vessie était nulle) :
Mastromatteo, 1959, 34 décès causés par le cancer;
Williams et al., 1977, entrevues de 58 % des 13 179 cas de cancer dans huit régions des É.-U.;
Feuer & Rosenman, 1986, 23 décès causés par le cancer;
Hansen, 1990, 21 décès causés par le cancer;
Heyer et al., 1990, 92 décès causés par le cancer;
Ide, 1998, huit diagnostics de tumeurs malignes.

3. Les études suivantes sont des études cas-témoins chez les pompiers qui ont examiné d'autres cancers que les cancers du rein (Morton & Marjanovic, 1984; Sama et al., 1990; Demers et al., 1993; Bates & Lane, 1995; Figgs et al., 1995; Finkelstein, 1995).

Bien que les études susmentionnées ne soient pas examinées en profondeur, les études des premier et troisième groupes ne devraient pas être écartées pour tenter d'évaluer les risques de cancer du rein chez les pompiers. Certaines études sont manifestement insuffisantes pour être utiles, mais d'autres études ont la même envergure que celle d'études décrites plus en détail ci-dessus.

Discussion

Les mesures à suivre pour en arriver à une conclusion concernant la manière dont une maladie particulière devrait être traitée par un organisme d'indemnisation sont les suivantes :

1. identifier les dangers, en se fondant sur une évaluation des études disponibles;
2. poser un jugement sur la question de savoir s'il est plus probable qu'improbable que l'exposition est la cause de la maladie au sein de cette population;
3. prendre en compte les caractéristiques d'une personne donnée pour vérifier si ce jugement peut être appliqué sans le modifier ou s'il devrait être modifié, dans un sens ou dans l'autre.

La base de données formée des études examinées a été interprétée selon des critères étiologiques largement reconnus, soit les suivants :

1. la constance de la relation observée;

2. la force de la relation;
3. la séquence temporelle des événements;
4. la relation dose-effet;
5. la spécificité de la relation;
6. la plausibilité de la relation observée sur le plan biologique;
7. les preuves expérimentales.

Un effet constant doit être observé dans plusieurs études réalisées dans différentes populations, à des moments différents. Une seule étude ne peut jamais donner de preuves définitives d'une relation. La force de la relation (la taille du risque relatif) est également importante pour tirer des conclusions sur les causes, de même que la séquence temporelle exacte d'exposition et d'effet, et la relation dose-effet. De plus, l'effet devrait être spécifique après une exposition donnée et être plausible sur le plan biologique.

Les preuves les plus solides (*suffisantes*, selon les termes du CIRC) d'un lien de causalité sont celles d'un lien positif établi entre l'exposition et le cancer humain dans les études (veuillez remarquer l'emploi du pluriel) dans lesquelles le hasard, les biais et les facteurs de confusion ont été écartés avec un niveau de confiance raisonnable. Des preuves plus faibles (*limitées*, selon les termes du CIRC) d'un lien de causalité sont celles qui estiment qu'un lien de causalité est crédible, sans pouvoir écarter le hasard, les biais et les facteurs de confusion avec un niveau de confiance raisonnable. Les preuves sont jugées *inadéquates* lorsqu'il n'y a pas de données ou lorsque la qualité, la constance ou l'efficacité statistique des études disponibles sont insuffisantes pour permettre de tirer une conclusion concernant la présence ou l'absence d'un lien de causalité.

Chez les pompiers, le taux de mortalité tend à être plus faible que dans la population générale, du moins pendant les premières années d'emploi. Il se peut que les pompiers de première ligne constituent une population active particulièrement sujette à l'effet du travailleur en bonne santé, puisqu'il semble que les pompiers chez qui des symptômes apparaissent tôt dans leur carrière peuvent être affectés à d'autres tâches que celles liées à la lutte contre les incendies (Guidotti & Clough, 1992). Cette hypothèse s'appuie sur la fréquence plus élevée de maladies respiratoires non spécifiques chez les pompiers qui ne combattent pas les incendies (Peters et al., 1974). Selon Guidotti, 1995, l'effet du travailleur en bonne santé semble important pendant les quelque 20 premières années d'emploi, en grande partie en raison d'une diminution des maladies cardiovasculaires, mais cet effet semble disparaître avec un emploi de plus longue durée. Un biais de ce genre, s'il en est, est plus susceptible de toucher d'autres catégories de maladies que le cancer; il n'a pas été observé dans l'importante étude de Burnett et al., 1994. Dans l'étude de Baris et al., 2001, le RMS pour toutes les causes de décès diminuait de façon importante pendant les neuf premières années et après 20 ans d'emploi, mais pas pour la période de durée d'emploi de dix à 19 ans. Ces changements semblent en grande partie causés par des changements dans les RMS pour les maladies circulatoires et les cardiopathies ischémiques. Selon Guidotti, 1995, l'effet du travailleur en bonne santé après une longue durée d'emploi pourrait être causé par le retrait des travailleurs (parce qu'ils deviennent inaptes) de l'exposition aux facteurs de risque qui les prédisposent à une mortalité précoce.

Un autre problème général dans les études sur les pompiers réside dans le fait que le risque de maladie attribuable aux expositions subies aux incendies a tout probablement été sous-estimé en raison des erreurs de classification constantes des chercheurs qui se sont appuyés sur le nombre d'années d'emploi comme mesure de substitution pour l'exposition. Bien que Guidotti & Goldsmith (2002) déconseillent de façon spécifique l'utilisation des affectations d'emploi ou du nombre cumulatif d'alertes d'incendie auxquelles les pompiers ont été assignés comme mesures d'exposition (selon eux, le seul fondement utile est la durée d'emploi), Austin et al., 2001a, offrent de telles preuves, car seulement 66 % des membres du personnel du service de pompiers étaient dans les faits des pompiers de première ligne et plusieurs d'entre eux ont été déplacés à des postes où il y avait absence d'exposition avant la fin de leur carrière. Dans cette même étude, les chercheurs ont établi une bonne corrélation entre le nombre d'incendies combattus et le temps passé sur les lieux des incendies, et ils ont conclu que le nombre d'incendies constituerait une meilleure valeur substitutive pour l'exposition que le nombre d'années travaillées comme pompiers. Toutefois, les chercheurs ont également constaté que le nombre d'incendies peut surestimer ou sous-estimer de façon importante la durée du temps passé sur les lieux d'un incendie pour les équipes individuelles. La durée du temps passé sur les lieux d'un incendie est donc la valeur de substitution privilégiée. Dans un exemple, deux équipes comptaient presque le même nombre d'incendies, mais l'une y passait 1,72 fois plus de temps que l'autre.

En examinant les études sur les pompiers dans différentes parties du monde, avec l'intention d'appliquer les résultats à une région particulière, il faut reconnaître que la définition des catégories d'exposition peut varier grandement d'une étude à une autre, de même que les répercussions de ces catégories. À titre d'exemple, l'exposition des pompiers appartenant à la catégorie d'exposition faible devrait-elle être considérée de la même manière que celle d'un pompier appartenant à la catégorie d'expositione élevé ? Ainsi, dans l'étude de Baris et al, 2001, la définition d'un nombre cumulatif peu élevé d'incendies à Philadelphie visait ≤ 3 323 incendies, tandis que dans l'étude de Tornling et al., 1994, la catégorie du nombre cumulatif le plus élevé d'incendies à Stockholm était > 1 000 incendies. Voilà des taux d'exposition très différents et pourtant la durée moyenne d'emploi dans l'étude réalisée à Philadelphie s'élevait à 18 ans, alors que 61 % des pompiers de l'étude réalisée à Stockholm travaillaient jusqu'à la retraite, avec 69 % du total ayant commencé leur emploi avant l'âge de 25 ans (la durée moyenne de l'emploi n'était pas indiquée). Cette comparaison fait également ressortir la difficulté liée à l'utilisation de la durée d'emploi à titre de valeur de substitution pour l'exposition.

L'introduction mentionne des facteurs de style de vie et personnels qui peuvent modifier le risque global du développement du cancer du rein : le tabagisme, l'embonpoint ou l'obésité, le diabète, l'hypertension et l'hérédité. Selon une étude portant sur le tabagisme chez les pompiers réalisée en 1980 dans la ville de Toronto, environ un tiers des pompiers fumaient, une proportion qui a été jugée similaire à celle de la population générale (Bates, 1987). En effet, l'ignorance du facteur du tabagisme pouvait produire une estimation de risque inférieure au risque réel. Delahunt et al., 1995, ont constaté une augmentation du risque de cancer du rein avec la prise en compte du tabagisme. Par ailleurs, la lutte contre les incendies est un travail stressant et d'importants changements physiologiques et psychologiques peuvent se produire lorsque, à une étape plus avancée de la carrière d'un pompier (ou

dans le cas d'un changement de carrière), il y a au quotidien des activités moins exigeantes. Bien que les pompiers soient peu susceptibles de souffrir d'obésité (IMC > 30,0) en début de carrière, ils peuvent aisément se retrouver dans la catégorie de l'embonpoint (IMC = 25,0-29,9) et les modifications de poids à un âge plus avancé constituent également un important risque de cancer. On s'attend à ce que les pompiers en service actif soient physiquement en forme pour exécuter leur travail, auquel cas les différences de tension artérielle et d'IMC entre les pompiers et la population générale sont susceptibles de faire baisser les estimations de risque vers zéro, sous-estimant ainsi les effets de l'emploi de pompier. Ces facteurs peuvent avoir une plus grande importance à l'égard de l'évaluation des caractéristiques d'un cas individuel que celle des caractéristiques d'une population étudiée.

Une forte indication du lien entre l'emploi de pompier et le risque élevé de cancer du rein découle de l'étude cas-témoins de Delahunt et al., 1995, sur 710 cas de cancers du rein. En effet, non seulement l'emploi était-il identifié, mais les données ont été stratifiées selon l'âge et les antécédents de tabagisme, produisant un rapport de risques important de 4,69 (2,47-8,93). Ce résultat est appuyé par les études de cohortes de Baris et al., 2001, qui ont constaté des risques particulièrement élevés chez les pompiers comptant ≥ 20 années de service, RMS = 2,20 (1,18-4,08) et (bien que non significatif) avec un nombre élevé d'incendies au cours des cinq premières années de service, RR = 2,51 (0,64-9,84). Les études sur les 24 et 27 États de Burnett et al., 1994 et de Ma et al., 1998, ont donné des rapports de risques plus faibles, mais significatifs, soit RMP = 1,44 (1,08-1,89) et RCM = 1,3 (1,0-1,7), respectivement. Ces études sont présentées ensemble parce qu'il est probable qu'elles ne portaient pas sur des populations indépendantes. L'étude de Guidotti, 1993, était de la même taille de celle de Baris et al., 2001, en ce qui a trait au cancer du rein, produisant un RMS = 4,14 (1,66-8,53). Enfin, Grimes et al., 1991, ont constaté un RMP = 2,28 (1,28-4,06) pour les cancers des voies génito-urinaires. Il faut toutefois souligner que les regroupements des tumeurs malignes dans l'étude de Grimes et al., 1991, et dans l'étude de Guidotti, 1993, ne visent pas uniquement le rein.

Parmi les autres études, la plupart n'ont pas indiqué d'excès de cancers du rein, mais les nombres étaient très faibles (Aronson et al., 1994; Tornling et al., 1994; Bates et al., 2001). De même, dans cette catégorie de nombres faibles, Deschamps et al., 1995, ont constaté un RMS = 3,29 (0,40-11,88), mais ce résultat souffre du fait qu'il est une compilation des cancers des voies génito-urinaires.

L'énumération des études démontre peu de différences entre celles qui laissent entendre que la lutte contre les incendies comporte un risque de cancer du rein et celles qui ne le font pas. Mais les études qui appuient cette hypothèse sont plus vastes et dans certains cas, elles contiennent des renseignements sur l'évaluation des expositions. Aucune d'elles n'appuyant pas l'hypothèse se basait sur la même norme technique. Nous estimons donc que le critère de la constance est satisfait. Ces mêmes études incluent aussi des liens solides, le risque relatif de l'étude cas-témoins se rapprochant de 5, après la correction pour l'âge et le tabagisme. Certaines études ont présenté les effets liés aux expositions. Certains jugeront qu'un point faible important de l'hypothèse est l'absence d'identification d'un agent étiologique, bien que certains composants atmosphériques des incendies aient été soupçonnés d'augmenter le risque de cancer du rein. Plus importants encore sont les points faibles des études de mortalité proportionnelle, tels qu'énumérés par Burnett et al. (1994) comme suit : la

possibilité d'inexactitude des renseignements figurant aux certificats de décès, particulièrement à l'égard d'un groupe professionnel reconnu pour prendre une retraite anticipée et occuper d'autres emplois; l'absence d'information sur les facteurs de confusion tels que le tabagisme et la consommation d'alcool; l'absence de renseignements sur la durée d'emploi ou les expositions professionnelles possibles. De plus, la méthode d'estimation du risque selon le RMP surestimera le risque si le taux global de décès du groupe professionnel est faible, comme cela peut être le cas pour les pompiers (DeCouflé et al., 1980).

En conclusion, les preuves selon lesquelles les expositions subies à titre de pompier augmentent en effet le risque de cancer du rein sont *limitées*. Les preuves sont *limitées*, mais non *suffisantes*, en raison de l'absence d'une bonne évaluation des expositions dans presque toutes les études. Ceci implique qu'il n'y a pas, automatiquement, une probabilité du type « plus probable qu'improbable » (c.-à-d. une probabilité de + 50 %) selon laquelle le cancer du rein chez un pompier est le résultat des expositions subies dans le cadre de cet emploi.

Une autre méthode proposée pour en arriver à un jugement selon lequel il est « plus probable qu'improbable » (*more likely than not*) qu'une maladie soit causée par une exposition professionnelle est l'utilisation de la « fraction étiologique », c'est-à-dire le (risque relatif – 1)/risque relatif. Si le risque relatif (RR) est > 2,0, alors l'exigence en matière d'effets nuisibles causés par la toxicité est alors jugée atteinte (Muscat & Huncharek, 1989)[3]. Ce critère a été utilisé plus récemment en rapport avec les pompiers (Guidotti, 1996), mais des conditions moins strictes ont été également appliquées (Guidotti & Goldsmith, 2002, qui citent aussi le Comité des normes en matière de maladies professionnelles de la Commission des accidents du travail de l'Ontario, 1994). Les deux dernières études semblent avoir établi un rapport de mortalité standardisé de 1,7.

Des facteurs supplémentaires peuvent modifier une situation particulière. Ceux-ci incluent l'examen de l'exposition du pompier telle que définie par les facteurs suivants :

1. idéalement, la durée de temps que la personne a passé aux incendies;
2. le nombre cumulatif d'incendies pour cette personne;
3. le nombre cumulatif d'incendies pour l'équipe/l'unité/la station au sein de laquelle la personne travaillait;
4. la durée et la catégorie d'emploi, ce dernier facteur étant la valeur de substitution la moins convenable pour l'exposition.

Les facteurs supplémentaires qui doivent être pris en compte incluent également les caractéristiques individuelles de la personne, puisqu'elles peuvent indiquer si son risque est plus élevé ou plus faible que celui de la population en générale.

---

[3] Parmi les questions qui semblent demeurer sans réponse, il y a les questions de savoir si (1) le RR lui-même devrait être > 2,0, alors que l'ampleur de l'intervalle de confiance à 95 % n'a pas d'importance; (2) le RR devrait avoir un intervalle de confiance inférieur > 1 et un intervalle de confiance supérieur qui inclut 2,0; (3) le RR devrait être lui-même > 2,0 et l'intervalle de confiance inférieur devrait être > 1; ou (4) le RR devrait avoir un intervalle de confiance inférieur > 2,0. De l'avis du présent évaluateur, la question (1) n'est pas assez délimitée et la question (4) trop exigeante, alors que les questions (2) et (3) sont toutes deux compatibles avec l'exigence traditionnelle en matière de signification statistique. Les tribunaux décideront sans doute laquelle sera choisie.

La latence représente un important facteur à prendre en compte. La latence est le délai entre la première exposition au supposé facteur de risque et le diagnostic clinique. Cependant, dans plusieurs études épidémiologiques, l'intervalle de temps le plus long entre la première exposition et le décès est le seul renseignement disponible. Le diagnostic de cancer du rein a tendance à être établi uniquement lorsque la maladie est bien développée, puisqu'il y a souvent absence de symptômes dans les débuts de la maladie. En conséquence, bien qu'il y ait une différence dans la définition de la latence, selon qu'elle est fondée sur le diagnostic ou le décès, dans le cas des cancers du rein, cette différence est susceptible d'être moindre que pour plusieurs autres tumeurs solides. Selon une règle souvent adoptée, la période de latence pour une tumeur solide est d'environ 20 ans, avec la réserve que ce nombre d'années peut varier et qu'il peut être réduit sous l'influence d'une exposition forte. Les études épidémiologiques directement pertinentes peuvent sans doute mieux refléter la latence d'un type de tumeur donné selon des situations d'exposition particulières. Dans le cas du cancer du rein chez les pompiers, il existe deux sources d'information potentiellement meilleures : les études sur la mortalité chez les pompiers de l'Alberta (Guidotti, 1993) et de Philadelphie (Baris et al., 2001). En Alberta, sur un total de sept cas, aucun cancer du rein (ou des uretères) n'est survenu chez les moins de 40 ans et le cas le plus précoce a été observé 18 ans après l'entrée en service. Le risque maximum a été observé entre 40 et 49 ans après l'entrée en service en Alberta (il faut noter que bien que le nombre d'années de service puisse être une mesure de substitution pour l'exposition, elle est la moins satisfaisante parmi les possibilités énumérées ci-dessus) et un cas ne comportait pas d'exposition aux incendies. À Philadelphie, sur un total de 12 cas, deux cas sont survenus après ≤ 9 ans, mais cette incidence était similaire au rapport de mortalité standardisé (RMS = 0,72, IC à 95 % 0,18–2,87). Aucun cas ne s'est produit dans la durée d'emploi de dix à 19 ans et les dix autres cas sont survenus après ≥ 20 ans de service. Ce dernier résultat représentait une augmentation statistiquement significative, tout en répondant au critère du « plus probable qu'improbable » en raison des facteurs de risque subis (RMS = 2,20, IC à 95 % 1,18–4,08). En s'appuyant sur ces données pertinentes, il semblerait que les cancers du rein chez les pompiers sont plus susceptibles d'être causés par les expositions professionnelles s'ils surviennent après une durée d'emploi de 20 ans ou plus. Les considérations particulières à une personne donnée, telles qu'énumérées plus haut, devraient toujours être appliquées dans les cas individuels.

Bibliographie

Acheson, E.D. & Pippard, E.C. (1984) Kidney cancer among leather workers. *Lancet, i*, 563

Andersen, A., Dahlberg, B.E., Magnus, K. & Wannag, A. (1982) Risk of cancer in the Norwegian aluminium industry. *Int.J.Cancer*, **29**, 295-298

Aronson, K.J., Tomlinson, G.A. & Smith, L. (1994) Mortality among fire fighters in Metropolitan Toronto. *Am.J.Ind.Med.*, **26**, 89-101

Austin, C.C., Dussault, G. & Ecobichon, D.J. (2001a) Municipal firefighter exposure groups, time spent at fired and use of self-contained breathing apparatus. *Am.J.Ind.Med.*, **40**, 683-692

Austin, C.C., Wang, D., Ecobichon, D.J. & Dussault, G. (2001b) Characterization of volatile organic compounds in smoke at municipal structural fires. *J.Toxicol.Environ.Hlth. Part A*, **63**, 437-458

Austin, C.C., Wang, D., Ecobichon, D.J. & Dussault, G. (2001c) Characterization of volatile organic compounds in smoke at experimental fires. *J.Toxicol.Environ.Hlth. Part A*, **63**, 191-206

Baris, D., Garrity, T.J., Telles, J.L., Heineman, E.F., Olshan, A. & Zahm, S.H. (2001) Cohort mortality study of Philadelphia firefighters. *Am. J. Ind. Med.*, **39**, 463-476

Bates, J.T. (1987) Coronary artery disease in the Toronto fire department. *J.Occup.Med.*, **29**, 132-135

Bates,M.N. & Lane, L. (1995) Testicular cancer in fire fighters: a cluster investigation. *N.Z.Med.J.*, **108**, 334-337

Bates, M.N., Fawcett, J., Garrett, N., Arnold, R., Pearce, N. & Woodward, A. (2001) Is testicular concer an occupational disease of fire fighters? *Am.J.Ind.Med.*, **40**, 263-270

Beaumont, J.J., Chu, G.S.T., Jones, J.R., et al. (1991) An epidemiologic study of cancer and other causes of mortality in San Francisco firefighters. *Am.J.Ind.Med.*, **19**, 357-372

Bergström,A., Hsieh, C.C., Lindblad, P., Lu, C.M., Cook, N.R. & Wolk, A. (2001) Obesity and renal cancer – a quantitative review. *Br. J. Cancer*, **85**, 984-990

Bolstad-Johnson, J.M., Burgess, J.L., Crutchfield, C.D., Storment, S., Gerkin, R. & Wilson, J.R. (2000) Characterization of firefighter exposures during fire overhaul. *Am.Ind.Hyg.Assoc.*, **61**, 636-641

Brandt-Rauf, P.W., Fallon, L.F., Tarantini, T., Idema, C. & Andrews, L. (1988) Health hazards of firefighters: exposure assessment. *Br.J.Ind.Med.*, **45**, 606-612

Brandt-Rauf, Cosman, B., P.W., Fallon, L.F., Tarantini, T. & Idema, C. (1989) Health hazards of firefighters: exposure assessment. *Br.J.Ind.Med.*, **46**, 209-211

Burnett, C.A., Halperin, W.E., Lalich, N.R. & Sestito, J.P. (1994) Mortality among fire fighters: a 27 state survey. *Am.J.Ind.Med.*, **26**, 831-833

Calle, E.E., Rodriguez, C., Walker-Thurmond, K. & Thun, M.J. (2003) Overweight, obesity, and mortality from cancer in a prospectively studies cohort of U.S. adults. *New Engl.J.Med.*, **348**, 1625-1638

Caux, C., O'Brien, C. & Viau, C. (2002) Determination of firefighter exposure to polycyclic aromatic hydrocarbons and benzene during fire fighting using measurement of biological indicators. *Appl. Occup. Environ. Hyg.*, **17**, 379-386

Chow, W.H., Devesa, S.S., Warren, J.L. & Fraumeni JF Jr. (1999) Rising incidence of renal cell cancer in the United States. *JAMA*, **281**, 1628–1631

Chow, W.H., Grindley, G., Fraumeni, J.F. Jr. & Jarvholm, B. (2000) Obesity, hypertension, and risk of kidney cancer in men. *N. Engl. J. Med.*, **343**, 1305-1311

DeCouflé, P., Thomas, T.L. & Pickle, L.W. (1980) Comparison of the proportionate mortality ratio and standardized mortality ratio risk measures. *Am.J.Epidemiol.*, **111**, 263-269

Delahunt, B., Bethwaite, P.B. & Nacey, J.N. (1995) Occupational risk for renal cell carcinoma. A case-control study based on the New Zealand Cancer Registry. *Br.J.Urol.*, **75**, 578-582

Demers, P.A., Checkoway, H., Vaughan, T.L. et al. (1994) Cancer incidence among firefighters in Seattle and Tacoma, Washington (United States). *Cancer Causes Control*, **5**, 129-135

Demers, P.A., Heyer, N.J. & Rosenstock, L. (1992) Mortality among firefighters from three northwestern United States cities. *Br.J.Ind.Med.*, **49**, 664-670

Demers, P.A., Vaughan, T.L., Koesell, T.D. et al. (1993) A case-control study of multiple myeloma and occupation. *Am.J.Ind.Med.*, **23**, 629-639

Deschamps, S., Momas, I. & Festy, B. (1995) Mortality amongst Paris fire-fighters. *Eur. J. Epidemiol.*, **11**, 643-646

Doll, R. (1996) Cancers weakly related to smoking. *Br.Med.Bull.*, **52**, 35-49

Eliopulos, E., Armstrong, B.K., Spickett, J.T. & Heyworth, F. (1984) Mortality of fire fighters in Western Australia. *Br.J.Ind.Med.*, **41**, 183-187

Enterline, P.E., Hartley, J. & Henderson, V. (1987) Asbestos and cancer: a cohort followup to death. *Am.J.Ind.Med.*, **44**, 396-401

FEMA (1990) Fire in the United States. Federal Emergency Management Agency. 500 C St. S.W., Washington, DC

Ferlay, J., Bray, F., Parkin, D.M. & Pisani, P. (eds.) (2001) *Globocan 2000: Cancer Incidence and Mortality Worldwide (IARC Cancer Bases No. 5)*, Lyon, IARC Press

Feuer,E. & Rosenman, K. (1986) Mortality in police and firefighters in New Jersy. *Am.J.Ind.Med.*, **9**, 517-527

Figgs, L.W., Dosemeci, M. & Blair, A. (1995) United States non-Hodgkin's lymphoma surveillance by occupation 1984-1989: a twenty-four state death certificate study. *Am.J.Ind.Med.*, **27**, 817-835

Finkelstein, M.M. (1995) Occupational associations with lung cancer in two Ontario cities. *Am.J.Ind.Med.*, **27**, 127-136

Giles, G., Staples, M. & Berry, J. (1993) Cancer incidence in Melbourne metropolitan fire brigade members, 1980-1989. *Health Rep.*, **5**, 33-38

Gilman, W. & Davis, P. (1993) Fitness requirements for firefighters. *Nat.Fire Prot.Assoc.J.*, Feb./Mar.:68.

Gochfeld, M. 1995. Fire and pyrolysis products, In *Environmental Medicine* S.Brooks, M. Gochfeld, J. Herzstein, M. Schenker & R. Jackson (eds.). Mosby Inc. St.Louis. pp. 470-478

Grimes, G, Hirsch, D. & Borgeson, D. (1991) Risk of death among Honolulu fire fighters. *Hawaii Med.J.*, **50**, 82-85

Grossman, E., Messerli, F.H., Boyko, V. & Goldbourt, U. (2002) Is there an association between hypertension and cancer mortality? *Am.J.Med.*, **112**, 479-486

Guidotti, T.L. (1993) Mortality of urban firefighters in Alberta, 1927-1987. *Am.J.Ind.Med.*, **23**, 921-940

Guidotti, T.L. (1995) Occupational mortality among firefighters: assessing the association. *J.Occup. Environ. Med.*, **37**, 1348-1356

Guidotti, T.L. & Clough, V.M. (1992) Occupational health concerns of firefighting. *Ann.Rev.Public Health*, **13**, 151-171

Guidotti, T.L. & Goldsmith, D.F. (2002) *Report to the Workers Compensation Board of Manitoba on the association between selected cancers and the occupation of firefighter.* 29pp.

Hansen, E.S. (1990) A cohort study on the mortality of firefighters. *Br.J.Ind.Med.*, **47**, 805-809

Harris, D.T. (1983) Hormonal therapy and chemotherapy of renal-cell carcinoma. *Semin Oncol*, **10**, 422–430

Heyer, N., Weiss, N.S., Demers, P. & Rosenstock, L. (1990) Cohort mortality study of Seattle fire fighters: 1945-1983. *Am.J.Ind.Med.*, **17**, 493-504

Horton, W.A., Wong, V. & Eldridge, R. (1976) von Hippel-Lindau disease: clinical and pathological manifestations in 9 families with 50 affected members. *Arch Intern Med*, **136**, 769–777

IARC (1986) *IARC Monographs on the Evaluation of Carcinogenic Risks to Humans*, Vol. 38, *Tobacco Smoking*, Lyon, 421 pp.

IARC (1989) *IARC Monographs on the Evaluation of Carcinogenic Risks to Humans*, Vol. 46, *Diesel and Gasoline Engine Exhausts and some Nitroarenes*, Lyon, 458 pp.

IARC (1995) *IARC Monographs on the Evaluation of Carcinogenic Risks to Humans*, Vol. 63, *Dry-cleaning, Some Chlorinated Solvents and Other Industrial Chemicals*, Lyon, 558 pp.

IARC (2002) *IARC Handbooks of Cancer Prevention* Vol. 6. *Weight Control and Physical Activity*. Lyon, IARC Press

Ide, C.W. (1998) Failing firefighters: A survey of causes of death and ill-health retirement in serving firefighters in Strathclyde, Scotland, from 1985-94. *Occup.Med.*, **48**, 381-388

L'Abbé, K.A. & Tomlinson, G.A. (1992) *Fire fighters in metropolitan Toronto: summary of the mortality study*. Industrial Disease Standards Panel, Toronto, Canada. pp 1-15

Landis, S.H., Murray, T., Bolden, S. & Wingo, P.A. (1999) Cancer statistics, 1999.*CA Cancer J Clin*, **49**, 8–31

Ma, F., Lee, D.J., Fleming, L.E. & Dosemeci, M. (1998) Race-specific cancer mortality in US firefighters: 1984-1993. *J.Occup.Env.Med.*, **40**, 1134-1138

McLaughlin, J.K. (1993) Renal cell cancer and exposure to gasoline: a review. *Environ.Hlth.Perspec.*, **101 (Seppl. 6)**, 111-114

McLaughlin, J.K., Mandel, J.S., Blot, W.J., et al. (1984) A population-based case-control study of renal cell carcinoma. *J Natl Cancer Inst*, **72**, 275–284

Maclure, M. (1987) Asbestos and renal adenocarcinoma: a case-control study. *Environ.Res.*, **42**, 353-361

Malker, H.R., Malker, B.K., McLaughlin, J.K. & Blot, W.J. (1984) Kidney cancer among leather workers. *Lancet, i*, 56

Mastromatteo, E. !959) Mortality in city firemen. II A study of mortality in firemen of a city fire department. *Arch. Environ.Health*, **20**, 227-233

Morton, W. & Marjanovic, D. (1984) Leukemia incidence by occupation in the Portland-Vancouver metropolitan area. *Am.J.Ind.Med.*, **6**, 185-205

Musk, A.W., Monson, R.R., Peters, J.M. & Peters, R.K. (1978) Mortality among Boston firefighters, 1915-1975. *Br.J.Ind.Med.*., **35**, 104-108

Muscat, J.E. & Huncharek, M.S. (1989) Causation and disease: biomedical science in toxic tort litigation. *J. Occup. Med.*, **31**, 997-1002

Nadon, L., Siemiatycki, J., Dewar, R., Krewski, D. & Gérin, M. (1995) Cancer risk due to occupational exposure to polycyclic aromatic hydrocarbons *Am. J. Ind. Med.*, **28**, 303-324

Nelson, J.B., Oyasu, R., Dalton, D.P. (1994) The clinical and pathological manifestations of renal tumors in von Hippel-Lindau disease. *J Urol*, **152**, 2221–2226

Peters, J.M., Theriault, G.P., Fine, L. & Wegman, D.H. (1974) Chronic effect of firefighting on pulmonary function. *N.Engl.J.Med.*, **291**, 1320-1322

Redmond, C.K., Ciocco, A., Lloyd, J.W., *et al.* (1972) Longterm mortality study of steel workers. VI. Mortality from malignant neoplasms among coke oven workers. *J. Occup. Med.*, **14**, 621-629

Ronneberg, A. & Andersen, A. (1995) Mortality and cancer morbidity in workers from an aluminium smelter with prebaked carbon anodes – Part II: Cancer morbidity. *Occup.Environ.Med.*, **52**, 250-254

Sama, S.R., Martin, T.R., Davis, L.K. & Kriebel, D. (1990) Cancer incidence among Massachusetts firefighters, 1982-1986. *Am.J.Ind.Med.*, **18**, 47-54

Selikoff, L.J., Hammond, E.C. & Seidmen, H. (1979) Mortality experience of insulation workers in the United States and Canada, 1943-1976. *Ann. N.Y.Acad.Sci.*, **330**, 91-116

Silbergeld, E.K., Waalkes, M. & Rice, J.M. (2000) Lead as a carcinogen: Experimental evidence and mechanisms of action. *Am. J. Ind. Med.* **38**,:316-323.

Steenland, K. & Boffetta, P. (2000) Lead and cancer in humans: Where are we now? *Am. J. Ind. Med.* **38**:295-299

Tornling, G., Gustavsson, P. & Hogstedt, C. (1994) Mortality and cancer incidence in Stockholm fire fighters. *Am.J.Ind.Med.*, **25**, 219-228

Vena, J.E. & Fiedler, R.C. (1987) Mortality of a municipal-worker cohort: IV. Fire fighters. *Am.J.Ind.Med.*, **11**, 671-684

WHO (2003) *World Cancer Report*. Stewart, B.W. & Kleihues, P. (eds.). Lyon, IARC Press, pp. 261-264.

Williams, R.R., Stegens, N.L. & Goldsmith, J.R. (1977) Associatios of cancer site and type with occupation and industry from the third National Cancer Survey interview. *J.Nat. Cancer Inst.*, **59**, 1147-1185

Yu, M.C., Mack, T.M., Hanisch, R., et al. (1986) Cigarette smoking, obesity, diuretic use, and coffee consumption as risk factors for renal cell carcinoma. *J Natl Cancer Inst*, **77**, 351–356

Yuan, J.M., Castelao, J.E., Gago-Dominguez, M., Ross, R.K. & Yu, M.C. (1998) Hypertension, obesity and their medications in relation to renal cell carcinoma. *Br. J. Cancer*, **77**, 1508-1513

•Tableau 1. Résumé des caractéristiques et des résultats des études sur la relation entre l'exposition professionnelle des pompiers et le cancer.

Référence	Base de l'étude et type	Groupe de référence	Nombre	Risque* (niveau de confiance ou niveau de signification à 95 %)	Ajustements et commentaires
Musk et al., 1978	Pompiers à Boston, Massachusetts Cohorte de 1915-1975	Hommes du Massachusetts	5 655 pompiers, 367 décès causés par le cancer	Cancers génito-urinaires combinés, RMS = 92, non précisé	Aucune analyse du lien dose-effet. Information provenant des certificats de décès. 104 561 années-personnes au travail; 38 414 années-personnes à la retraite.
Eliopulos et al., 1984	Pompiers en Australie occidentale, 1939-1978	Hommes d'Australie occidentale	990 pompiers, 30 décès causés par le cancer	Tous les cancers, RMS = 1,09 (0,74-1,56) Cancers génito-urinaires, RMPS = 1,08 (0,29-2,76)	Aucune analyse de relation dose-effet. Information provenant des certificats de décès. 16 876 années-personnes.
Vena & Fiedler, 1987	Pompiers à Buffalo, New York, 1950-1979	Hommes blancs américains	102 décès causés par le cancer	Tous les cancers, RMS = 1,09 (0,89-1,32) Rein, 3, RMS = 1,30 (0,26-3,80)	Gradient dans le RMS avec les années de service pour tous les cancers, le cancer du colon et le cancer de la vessie. Pas de correction pour l'âge. 32 858 années-personnes.
Beaumont et al., 1991	Pompiers à San Francisco, Californie, 1940-1982	Hommes blancs américains	3 066 pompiers, 236 décès causés par le cancer	Tous les cancers, RMS = 0,95 (0,84-1,08) Rein, 4, SMR = 0,68 (0,19-1,74)	Analyse de la relation dose-effet non concluante. Nombre d'années-personnes non indiqué.
Grimes et al., 1991	Pompiers à Honolulu, Hawaï, 1969-1988	Hommes à Hawaï	205 décès, incluant 58 décès causés par le cancer	Tous les cancers, RMP = 1,19 (0,96-1,49) Cancers génito-urinaires, RMP = 2,28 (1,28-4,06)	Étude fondée sur la proportionnalité. Petit nombre de cancers individuels. Analyse selon les années-personnes non présentée.
Demers et al., 1992	Pompiers à Seattle, Tacoma, Washington et Portland, Oregon, É.-U., 1945-1989	Policiers dans les mêmes villes (p) Hommes blancs américains (h)	4 401 pompiers, 291 décès causés par le cancer	Tous les cancers, 291, RDIp = 0,97 (0,67-1,33) RMSh = 0,91 (0,85-1,07) Rein, RDI = NR RMS = 0,27 (0,03-0,97)	122 852 années-personnes pour les trois villes.
Giles et al.,1993	Pompiers à Melbourne, Australie, 1980-1989	Hommes de Victoria	2 865 pompiers, 50 cas de cancer	Tous les cancers, 50, RIS = 1,13 (0,84-1,48) Voies urinaires, RIS = 1,02 (0,28-2,62)	20 853 années-personnes d'observation. Analyse de la relation dose-effet non significative.
Guidotti, 1993	Pompiers à Edmonton et Calgary, Alberta.	Hommes en Alberta	3 328 pompiers, 92	Tous les cancers, 94, RMS = 1,27 (1,02-1,55)	Suivi de 96 % de la cohorte pour 64 983 années-personnes.

	1927-1987		décès causés par le cancer	Rein, 7, RMS = 4,14 (1,66-8,53)	Pondération des années de service et des estimations du temps passé sur les lieux d'un incendie selon la catégorie d'emploi : lieutenant, capitaine pompier = 1; sécurité/formation = 0,2; chef de district = 0,1; travail de bureau = 0,0. Analyse de la relation dose-effet non concluante.
Aronson et al., 1994	Pompiers à Toronto, Ontario, 1959-1989	Hommes en Ontario	5 414 pompiers, 199 décès causés par le cancer	Tous les cancers, 199, RMS = 1,05 (0,91-1,20) Rein, 2, RMS = 0,43 (0,05-1,56)	Suivi de 114 008 années-personnes. Analyse de la relation dose-effet non significative. Pas de renseignements sur le tabagisme ou le régime alimentaire.
Burnett et al., 1994	Pompiers dans 27 États des É.-U., 1984-1990	Hommes morts dans les mêmes 27 États aux É.-U.	Nombre de pompiers non déclaré. 1 636 décès causés par le cancer	Tous les cancers, 1 636, RMP = 1,10 (1,06-1,14) < 65 ans, 663, RMP = 1,12 (1,04-1,21) Rein, 53, RMP = 1,44 (1,08-1,89) < 65 ans, 24, RMP = 1,41 (0,90-2,10)	Étude fondée sur la proportionnalité. Nombre de cas important, mais aucun renseignement sur les facteurs de confusion possibles, la durée d'emploi ou les expositions professionnelles.
Demers et al., 1994	Pompiers à Seattle, Tacoma, Washington, É.-U., 1974-1989	Policiers dans les mêmes villes (p). Hommes dans les mêmes comtés (h).	2 447 pompiers, 244 décès causés par le cancer	Tous les cancers, RISp = 1,0 (0,8-1,3) RISh = 1,1 (0,9-1,2) Rein, RISp = 0,4 (0,1-2,1) RISh = 0,5 (0,1-1,6)	Sous-groupe de l'étude qui précède. Petits nombres pour certains cancers.
Tornling et al., 1994	Pompiers à Stockholm, Suède, 1951-1986	Hommes de la région de Stockholm	1 116 pompiers atteints de cancer, incidence de 127 cancers et 93 décès causés par le cancer	Incidence : Tous les cancers, 127, RMS = 1,00 (0,83-1,19) Rein, 2, RMS = 0,36 (0,04-1,29) Mortalité : Tous les cancers, 93, RMS = 1,02 (0,88-1,25) Rein, 4, RMS =1,10 (0,30-2,81)	Tendance d'une relation dose-effet entre l'incidence de toutes les tumeurs malignes combinées et l'âge, la durée d'emploi et le nombre d'incendies combattus.
Delahunt et al., 1995	Étude cas-témoins du cancer du rein en Nouvelle-Zélande selon les données du registre, 1978-1986	12 756 cas de cancers à d'autres foyers dans le registre pour la même période	914 cas (710 hommes)	Rein, RR = 4,69 (2,47-8,93)	Rajustement du statut du tabagisme disponible uniquement dans le registre.
Deschamps et al., 1995	Pompiers à Paris, France, 1977-1991	Hommes dans la population	830 pompiers, 18 décès	Tous les cancers, 18, RMS = 0,89 (0,53-1,40)	

		générale de la France; taux de cancer selon l'âge et la cause	causés par le cancer	Cancers génito-urinaires, 2, RMS = 3,29 (0,40-11,88)	
Ma et al., 1998	Étude sur les rapports de cotes de la mortalité des certificats de décès de pompiers pour des risques de cancers spécifiques dans 24 États des É.-U., 1984-1993	Hommes morts pour d'autres raisons que le cancer	6 607 décès de pompiers, 1 883 décès causés par le cancer (1 817 Blancs, 66 Noirs)	**BLANCS** Tous les cancers, 1 817, RCM = 1,1 (1,1-1,2) Rein, 49, RCM = 1,3 (1,0-1,7) **NOIRS** Tous les cancers, 66, RCM = 1,2 (0,9-1,5)	Nombre peu élevé pour certains cancers chez les Blancs, nombre peu élevé pour presque tous les cancers chez les Noirs, entraînant l'instabilité des RCM. Données similaires à celles de Burnett et al., 1994, mais prolongées de trois ans et exclusion de trois États; points forts et points faibles similaires.
Bates et al., 2001	Étude de cohorte historique de tous les pompiers en Nouvelle-Zélande, 1977-1995	Hommes morts du cancer au cours de la même période à l'échelle de la Nouvelle-Zélande	4 221 pompiers	Tous les cancers, 118, RIS = 0,95 (0,8-1,1) Rein, 2, RIS = 0,57 (0,1-3,0)	58 709 années-personnes. Les données n'incluent pas 2/4 cas de cancer des testicules survenus dans le groupe de Wellington (Bates & Lane, 1995). Les résultats (notamment pour le cancer des testicules) ne changent pas avec l'analyse de la période de 1990-1996 (la base de données les registres du cancer est plus complète à compter de 1990 environ).
Baris et al., 2001	Étude de cohorte historique sur la mortalité des pompiers de Philadelphie employés entre 1925 et 1986	Hommes de la population générale des É.-U.	7 789 pompiers, 2 220 décès	Tous les cancers, 500, RMS = 1,10 (1,00-1,20) Rein, 12, RMS = 1,07 (0,61-1,88) **Durée d'emploi** ≤ 9 ans Rein, 2, RMS = 0,71 (0,18-2,87) 10 – 19 ans Rein, 0 – ≥ 20 ans Rein, 10, RMS = 2,20 (1,18-4,08) **Année d'embauche (1925-1986)** Avant 1935 Rein, 2, RMS = 0,57 (0,14-2,29) 1935-1944 Rein, 8, RMS = 2,11 (1,06-4,24) Après 1944 Rein, 2, RMS = 0,50 (0,12-2,01)	204 821 années-personnes de suivi. Ainsi, l'étude la plus importante disponible à ce jour. Meilleures estimations de l'exposition parce que outre la durée d'emploi, la cohorte a été analysée selon l'affectation professionnelle et, plus important encore, le nombre d'incendies.

				Nombre cumulatif d'incendies Faible (<3 323 incendies) Rein, 4, RMS = 1,18 (0,44-3,15) Moyen (≥3 323 & <5 099 incendies) Rein, 4, RMS = 1,90 (0,71-5,07) Élevé (≥5 099 incendies) Rein, 2, RMS = 0,89 (0,22-3,55) **Nombre d'incendies pendant les cinq premières années comme pompier** Faible (≤729 incendies) Tous les cancers, 171, RR = 1,00 Rein, 3, RR = 1,00 Élevé (>729 incendies) Tous les cancers, 169, RR = 1,05 Rein, 7, RR = 2,51 (0,64-9,84)	

*RC = rapport de cotes; RCM = rapport de cotes de la mortalité; RDI = rapport de densités de l'incidence; RIS = rapport d'incidence standardisé; RMS = rapport de mortalité standardisé; RR = risque relatif; RSMP = rapport standardisé de mortalité proportionnelle.